

## Die Entwicklung der Einkommensposition kinderreicher Familien in Deutschland

Büchel, Felix; Trappe, Heike

Veröffentlichungsversion / Published Version  
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:  
Verlag Barbara Budrich

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Büchel, F., & Trappe, H. (2001). Die Entwicklung der Einkommensposition kinderreicher Familien in Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung*, 13(2), 5-28. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-290978>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

### Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more Information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

# Die Entwicklung der Einkommensposition kinderreicher Familien in Deutschland

Trends in the relative income position of large families in Germany

## **Zusammenfassung**

Wir untersuchen die Entwicklung der relativen Einkommensposition kinderreicher Familien (zwei Eltern mit drei und mehr Kindern) in der Gesamtverteilung der Haushaltsäquivalenzeinkommen. Mit Daten des SOEP wird für Westdeutschland die Entwicklung von 1984 über 1990 bis 1996 analysiert, für Ostdeutschland diejenige von 1990 (die noch die Situation zu DDR-Zeiten abbildet) bis 1996. In einer weitergehenden multivariaten Analyse kontrollieren wir in Error Components-Modellen für Alter, Bildungsniveau und Erwerbsstatus beider Eltern. Die Ergebnisse belegen zunächst die – verglichen mit anderen Haushaltstypen – ungünstigste Einkommenssituation kinderreicher Familien. Bei deutschen Haushalten in Westdeutschland ist allerdings eine leichte Verbesserung im Zeitverlauf zu erkennen; bei ausländischen Haushalten in Westdeutschland zumindest keine Verschlechterung. Dagegen hat sich die relative Einkommensposition kinderreicher Familien in Ostdeutschland nach der Wende deutlich verschlechtert. Die Ergebnisse der multivariaten Analyse belegen insbesondere bei deutschen Haushalten in West- und Ostdeutschland den starken Einfluss der Erwerbstätigkeit von Müttern auf die Einkommensposition des Haushaltes; dagegen scheinen staatliche Transfers wie beispielsweise Kindergeld bei kinderreichen ausländischen Familien in Westdeutschland eine höhere Bedeutung zu besitzen.

*Schlagerworte:* Relative Einkommensposition, Haushaltseinkommen, kinderreiche Familien, ausländische Familien.

## **Abstract**

In the present study, we focus on the income situation of families consisting of two parents and three or more children. Using GSOEP data on equivalent household incomes, we analyse trends in the relative income position of these „large“ families. For West Germany, we use data for the years 1984, 1990, and 1996. The East German analysis is based on data for the years 1990 and 1996; the first set of data thus covers the situation in the GDR before reunification. As expected, our results confirm that the income situation of large families is relatively poor compared to that of other household types. However, a slight improvement over time can be observed for large German families in West Germany. For large immigrant families in West Germany, at least no deterioration in relative income position was observed. In contrast to these findings, the relative income position of large East German families worsened markedly over the years following unification. The results of error components models controlling for the age, education, and

employment status of both parents show that in both West and East German households, the mother's employment status has a particularly strong impact on the household income position. In large immigrant families, by contrast, public transfers (e.g., child

allowance) seem to play a more important role.

*Keywords:* Relative income position, household income, large families, immigrant families.

## 1. Einleitung

Die soziale Situation von Familien mit Kindern im allgemeinen und von Familien mit mehreren Kindern im besonderen belebt in Deutschland bereits seit einigen Jahren die öffentliche und sozialwissenschaftliche Diskussion. Im Zentrum dieser Diskussion und damit einhergehender politischer Debatten steht die Frage, ob und in welchem Maße Kinder das Armutsrisiko von Familien erhöhen. Der 1998 der Bundesregierung vorgelegte Zehnte Kinder- und Jugendbericht widmete sich der Lebenssituation von Kindern in Deutschland als thematischem Schwerpunkt (Deutscher Bundestag, 1998; Krappmann, 1999). Nicht zuletzt die mediale Berichterstattung über diesen Bericht hat die Thematik von Kinderarmut und Familienkonstellationen, die diese begünstigen, erneut in den Mittelpunkt der Aufmerksamkeit gerückt.<sup>1</sup> In der öffentlichen und teilweise auch in der sozialwissenschaftlichen Diskussion wird konstatiert, dass die Kinderzahl zu einem entscheidenden Faktor bzw. zu einem nicht zu unterschätzenden Zusatzrisiko für das Abgleiten von Familien in Armut geworden ist (vgl. Buhr, 1998; Deutscher Bundestag, 1998; Habich et al., 1991). Damit kann die soziale Situation kinderreicher Familien eine erhöhte Aufmerksamkeit beanspruchen.

Zwar gibt es in Deutschland immer weniger kinderreiche Familien: Lebten 1970 in der Bundesrepublik noch in über 20% der Familien mit minderjährigen Kindern mindestens drei Kinder, so hat sich dieser Anteil bis 1999 auf 12% verringert (Statistisches Bundesamt, 2001, S. 254-257).<sup>2</sup> In der DDR war der Anteil kinderreicher Familien ebenfalls gering und sogar noch geringer als in der Bundesrepublik.<sup>3</sup> Die zwischen den alten und neuen Bundesländern bestehende Diskrepanz im Anteil kinderreicher Familien an allen Familien hat sich in den 1990er Jahren noch verstärkt. Ungeachtet dieser sich im Zeitverlauf verringern den demographischen Bedeutung kinderreicher Familien erscheint jedoch eine auf diesen Haushaltstyp kon-

1 Vgl. z.B. „Jedes fünfte Kind im Osten lebt in Armut“ (Süddeutsche Zeitung vom 16.7.1998), „Anklageschrift gegen Bonn“ (Süddeutsche Zeitung vom 17.7.1998).

2 Damit rangierte die alte Bundesrepublik 1990 im Vergleich der EU-Länder hinsichtlich des Anteils kinderreicher Frauen im Alter von 35 bis 44 Jahren an vorletzter Stelle vor Dänemark (Höpfinger, 1997, S. 101).

3 Die seit Mitte der 1980er Jahre in der DDR gewährten familienpolitischen Anreize zur Erhöhung des Anteils an Drei- und Mehr-Kind-Familien waren offensichtlich nicht besonders erfolgreich (Lampert, 1996a, S. 23; Trappe, 1995, S. 105).

zentrierte Analyse weiterhin geboten, da zu erwarten ist, dass diese Familienform unverändert hohen Einkommensrisiken ausgesetzt ist.

Die in hohem Maße auf Armut fokussierte Diskussion zur ökonomischen Situation von Familien betrachtet nur einen kleinen Ausschnitt innerhalb der Einkommensverteilung. Unseres Erachtens versperrt der enge Fokus der Armutsbetrachtung die Sicht auf die Positionierung verschiedener Familientypen innerhalb der gesamten Einkommensverteilung und damit auch auf relative Veränderungen im Einkommensgefüge oberhalb der Armutsgrenze. Dieser Beitrag knüpft daher an die angesprochene Diskussion an und untersucht zum einen, welche Position kinderreiche Familien (in unserer Untersuchung: Familien mit drei und mehr Kindern im Alter unter 16 Jahren)<sup>4</sup> in der gesamten Einkommensverteilung einnehmen, und zum anderen, ob eine Verschlechterung von deren Einkommensposition im zeitlichen Verlauf zu verzeichnen ist. Zu diesem Zweck werden mehrere Wellen des Sozio-ökonomischen Panels (1984, 1990, 1996) ausgewertet. Es wird eine gruppenspezifisch sensible Betrachtungsweise angewandt, bei der Entwicklungen in West- und Ostdeutschland – sowie innerhalb Westdeutschlands bei deutschen und ausländischen Familien – miteinander verglichen werden. Von besonderem Interesse ist dabei, wie sich der Wechsel vom Sozialsystem der DDR hin zum bundesrepublikanischen System und die damit einhergehende gesellschaftliche Transformation auf ostdeutsche Familien auswirkte und inwiefern sich ausländische Familien mit vielen Kindern in einer tendenziell ungünstigeren ökonomischen Situation als vergleichbare deutsche Familien befinden.

## 2. Das Haushaltseinkommen als zentraler Indikator der sozialen Situation kinderreicher Familien

In Industrieländern stellt das Haushaltseinkommen die zentrale Ressource für Konsummöglichkeiten, aber auch für die Teilhabe an zahlreichen Bereichen des öffentlichen Lebens dar. Zwar ist eine ungünstige Einkommenssituation nur ein einzelner Indikator für soziale Benachteiligung und kann daher die Komplexität von Benachteiligungsstrukturen nur unzureichend abbilden. Es handelt sich dabei allerdings um eine wesentliche Dimension sozialer Ungleichheit, die vielfältige Auswirkungen auf verschiedene Lebensbereiche hat.

So kann das soziale Wohlbefinden der Kinder in mehrfacher Hinsicht durch Einkommensdeprivationen beeinflusst werden. Kurz- und mittelfristige Auswirkungen sind beispielsweise Einschränkungen in der materiellen Versorgung von Kindern, Wohnungswechsel, gesundheitsbeeinträchtigende Lebensumstände sowie Stigmatisierung und soziale Ausgrenzung (Neuberger, 1997). Einkommensschwäche der Eltern kann bei Kindern eine umfassende Deprivation hinsichtlich ihrer alltäglichen Lebensführung bewirken, die mit einer Zerstörung stabiler und

---

4 Dabei beschränken wir uns auf Familien, bei denen beide Elternteile im Haushalt leben (vgl. dazu näher Abschnitt 3.2).

anerkannter Lebensmuster einhergeht bzw. verhindert, dass sich diese überhaupt herausbilden können (Krappmann, 1999; Mayr, 2000; Walper, 1988; Weiß, 2000). Darüber hinaus sind auch nachteilige Fernwirkungen für spätere Lebensphasen der Kinder nicht auszuschließen, welche sich beispielsweise in weniger chancenreichen Bildungslaufbahnen äußern (z.B. Büchel et al., 2001 für Westdeutschland; Becker, 1999 für Ostdeutschland; Lauterbach et al., 1999 für Deutschland; Duncan & Brooks-Gunn, 1997; sowie Duncan et al., 1998 für die USA). Die angeführten Untersuchungen zeigen jedoch auch, dass all diese potentiellen Zusammenhänge keine linearen Kausalitäten darstellen, sondern über verschiedene Einflüsse vermittelt werden, da es einen vielfältigen Umgang mit Mangelsituationen gibt.

Die spezifische Situation kinderreicher Familien besteht nun darin, dass sich mögliche materielle Benachteiligungen potenzieren, da sie gleichzeitig Konsequenzen für das Heranwachsen und die Sozialisation mehrerer Kinder haben. Die beträchtlichen Sozialisationsleistungen, die kinderreiche Familien erbringen, können durch ungünstige materielle Bedingungen empfindlich beeinträchtigt werden (Neuberger, 1997).

Die Einkommenssituation kinderreicher Familien wurde bislang relativ selten thematisiert (Karsten, 1989, S. 330). Falls kinderreiche Familien ökonomisch deutlich benachteiligt sind, würde dies bedeuten, dass nicht nur die Kinder, sondern auch deren Eltern im Vergleich zu anderen Erwachsenen, mit denen diese hinsichtlich Ausbildung, beruflicher Stellung und Art ihrer Tätigkeit vergleichbar sind, an den materiellen und immateriellen Gütern der Gesellschaft in geringerem Maße teilhaben können. Daraus wiederum resultieren häufig problematische Konsequenzen für die Erziehung und emotionale Unterstützung der Kinder. Hinzu kommt, dass sich in den letzten Jahrzehnten das Leben ohne Kinder in Deutschland als anerkannte Lebensform etabliert hat und sich das Zusammenleben von Erwachsenen und Kindern immer weniger als weithin praktizierte Selbstverständlichkeit erweist (Engstler, 1998, S. 20). Kinderreiche Familien empfinden daher ihren Minderheitenstatus in besonderer Weise. Ein Vergleich der relativen Einkommenssituation kinderreicher Familien mit anderen Haushalts- und Familientypen gibt zumindest partiell Aufschluss darüber, inwieweit angestrebte familienpolitische Ziele erreicht werden.

Die ökonomische Situation unterschiedlicher Familientypen und kinderreicher Familien im besonderen wird sozialwissenschaftlich vor allem im Kontext von Einkommensarmut thematisiert.<sup>5</sup> Bis Mitte der 1970er Jahre galten in der Bundesrepublik Deutschland vor allem alte Menschen, und insbesondere ältere Frauen, als von Verarmung bedroht. Seit Beginn der 1980er Jahre hat die Verarmung von jüngeren Personen und vor allem von Familien mit Kindern zugenommen. Einige Autoren charakterisieren diese Entwicklung als „Infantilisierung der Armut“ (Hauser, 1989, S. 126). Eine ähnliche Entwicklung hat sich in einem wesentlich kürzeren Zeitraum auch in Ostdeutschland vollzogen. Während sich die Wohlstandsposition von Rentnern im Zuge des gesellschaftlichen Umbruchs erheblich verbesserte, verschlechterte sich die relative Wohlstandsposition von Familien mit Kindern deut-

---

5 Darüber hinausgehend gibt es wenige Untersuchungen, und diese wenden sich speziell dem Lebenszusammenhang kinderreicher Mütter zu (vgl. Geller, 1997; Schicha, 1996).

lich (Olk & Mierendorff, 1998, S. 38). Daher wird konstatiert, dass Kinder zu einem gewichtigen Risikofaktor für das Abgleiten in Armut geworden sind (Mansel & Neubauer, 1998, S. 10). In einer Vielzahl von Untersuchungen wird belegt, dass das Armutsrisiko von Kindern und Erwachsenen zuungunsten von Kindern verteilt ist, dass immer mehr Kinder in Haushalten leben, die Transferzahlungen erhalten, dass Kinder von Alleinerziehenden ebenso wie ausländische Kinder ein besonderes Armutsrisiko tragen und dass die Anzahl der Geschwister einen großen Einfluss auf das Armutsrisiko hat. Daher wird auch für kinderreiche Familien ein besonders hohes Armutsrisiko konstatiert (vgl. Buhr, 1998; Dathe, 2000; Deutscher Bundestag, 1998; Habich et al., 1991).

Joos (1997, S. 74) ermittelt bei Kontrolle von Familienform, Bildungsniveau und Alter der Eltern, dass in den alten Bundesländern Kinder mit zwei oder mehr Geschwistern im Vergleich zu geschwisterlosen Kindern ein mehr als doppelt so hohes Risiko haben, arm zu sein. Lebt ein solches Kind in den neuen Bundesländern, ist das Armutsrisiko auf mehr als das Dreifache erhöht. Bertram (1998, S. 30, 31) macht u.a. kinderreiche Familien als Verlierer des Wandels von der Versorger-ehre zum Modell der Zweiverdienerfamilie aus, da die Eltern mehrerer Kinder aufgrund ihrer Versorgungsverpflichtungen diesem Modell nur eingeschränkt folgen können. Das insbesondere in kinderreichen Familien erhöhte Armutsrisiko ist daher auch ein Ergebnis des Strukturwandels der ökonomischen Basis der Familie.<sup>6</sup>

Allerdings hängen die Folgen eines Lebens in Armut auch bei Kindern ganz entscheidend von der Dauer dieser Notsituation ab. In einer neueren Studie kommt Weick (1998a, S. 268) zu dem Schluss, dass die relative Einkommensarmut bei Kindern persistenter als bei Erwachsenen ist, dass Kinder also im Mittel längere Armutsphasen erleben. Parallel zum verstärkten Vorrücken von Kindern und Jugendlichen in die Armutpopulation wächst ein ebenfalls zunehmender Anteil von ihnen in relativ wohlhabenden Familien auf, woraus auf eine sich verstärkende Polarisierung der Lebensbedingungen der heranwachsenden Generation geschlossen wird (Palentien et al., 1999).

Bezogen auf die Entwicklung des Armutsrisikos im zeitlichen Verlauf existieren nur wenige Analysen, die unterschiedliche Familienformen explizit berücksichtigen. Allgemein wird für den Zeitraum bis Mitte der 1990er Jahre in den neuen Bundesländern ein steigender Anteil armer Kinder konstatiert, während sich in den alten Bundesländern seit Mitte der 1980er Jahre, zumindest bei inländischen Familien, kaum Veränderungen abzeichnen (Deutscher Bundestag, 1998; Weick, 1998b).

Dass kinderreiche Familien gegenüber anderen Familien- und Haushaltstypen ökonomisch benachteiligt sind, ist unbestritten. Die Frage, ob sich die Einkommensposition kinderreicher Familien relativ zu anderen Haushaltstypen im Zeitablauf tatsächlich verschlechtert hat – wie in der aktuellen Armutsdiskussion nahegelegt – kann allerdings aus wissenschaftlicher Sicht noch nicht als abschließend ge-

---

6 So interessant Bertrams Überlegungen auch sind, fußen sie doch auf einer sehr schmalen empirischen Basis, die die von ihm im weiteren vorgenommene breite regionale Aufsplitterung und darauf basierende Schlussfolgerungen unseres Erachtens als problematisch erscheinen lässt (Bertram, 1998, S. 31, 32).

klärt gelten. Dabei dürfte der – nach Kinderzahl unterschiedlichen – Entwicklung der Frauenerwerbsbeteiligung und der geschlechtsspezifischen Lohn- und Gehaltsentwicklung eine besondere Bedeutung zukommen. Unsere Untersuchung will zur Klärung dieser Frage einen Beitrag leisten.

### 3. Untersuchungsansatz

#### 3.1. Datenbasis

Unsere empirischen Analysen basieren auf Daten des vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, (DIW) verwalteten Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Dieser für die bundesdeutsche Wohnbevölkerung repräsentative Datensatz enthält vielfältige Längsschnittinformationen auf Haushalts- und Personenebene. Die Ausgangsstichprobe des Jahres 1984 umfasst knapp 6.000 Haushalte. Jedem Haushaltsvorstand wurde ein Haushaltsfragebogen vorgelegt. Diejenigen Haushaltsmitglieder, die 16 Jahre und älter waren (mehr als 12.000 Personen), wurden zusätzlich mit einem separaten Personenfragebogen zu Fakten und Meinungen aus den verschiedensten Lebensbereichen befragt. Die Haushalte und Personen dieser Stichprobe werden in jährlichen Abständen erneut befragt. Die Datenbasis wird laufend um abgespaltene Haushalte, neu in die bestehenden Panel-Haushalte eingezogene Personen sowie diejenigen Haushaltsmitglieder, die im Befragungsjahr siebzehn Jahre alt werden, erweitert. Die Ausgangsstichprobe des Jahres 1984 enthielt neben Deutschen und „sonstigen Ausländern“ (Stichprobe „A“) eine überproportional gezogene Ausländerstichprobe („B“) mit Haushalten aus den wichtigsten Anwerbeländern (Griechenland, Spanien, Italien, Türkei, Ex-Jugoslawien). Das Oversampling kann in den deskriptiven Auswertungen durch Gewichtungsfaktoren neutralisiert werden. Im Zuge der deutschen Wiedervereinigung wurde der Datensatz ab 1990 um eine Stichprobe („C“) für die neuen Bundesländer erweitert. In den Jahren 1994/95 wurde mit der Ziehung einer „Zuwanderer-Stichprobe“ („D“) der Tatsache Rechnung getragen, dass die im Jahr 1984 gezogene Ausgangsstichprobe aufgrund des spezifischen Weiterverfolgungskonzeptes die Immigration nach Deutschland in den Jahren 1984 bis 1995 nur unzureichend abbilden kann.<sup>7</sup> Alle vier erwähnten Teilstichproben gehen in unsere Auswertungen ein. Das SOEP ist für unsere Fragestellung die für Deutschland am besten geeignete Datenbasis, da diese gleichzeitig Informationen zu Haushaltseinkommen, Haushaltsstruktur und wichtigen sozio-ökonomischen Charakteristika der verschiedenen Haushaltsmitglieder, wie Bildungsniveau und Erwerbsbeteiligung, enthält.

---

7 Für Einzelheiten zum Erhebungsdesign vgl. Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel (1995).

### 3.2. Untersuchungsgruppen

Um die Entwicklung der Einkommenssituation kinderreicher Haushalte im Zeitverlauf zu untersuchen, wählen wir drei Beobachtungsjahre aus: 1984 (nur für Westdeutschland), 1990 und 1996.<sup>8</sup> Alle empirischen Auswertungen werden für drei Gruppen separat durchgeführt: Deutsche in Westdeutschland, Ausländer in Westdeutschland sowie Ostdeutsche. Die separate Betrachtung von west- und ostdeutschen Haushalten erfolgt zum einen, um die besonders interessierende Entwicklung von 1990 bis 1996 in Ostdeutschland betrachten zu können. Zum anderen haben sich die Lebensverhältnisse zwischen West- und Ostdeutschland auch im Jahr 1996 noch nicht so weit angeglichen, dass bei einer sozialpolitischen Fragestellung eine gemeinsame Betrachtung zweckmäßig schiene. Die Unterscheidung zwischen deutschen und ausländischen Haushalten in Westdeutschland (Abgrenzungskriterium: Nationalität des Haushaltsvorstandes) trägt dem Umstand Rechnung, dass sich die soziale Situation dieser beiden Gruppen stark voneinander unterscheidet.

Zur Definition „kinderreicher“ Familien übernehmen wir eine gängige Abgrenzung (vgl. z.B. Karsten, 1989; Schicha, 1996) und verstehen zunächst Familien mit drei und mehr Kindern als kinderreich. Dabei ergibt sich allerdings ein altersbezogenes Problem der Vergleichbarkeit innerhalb dieser Gruppe. Aus diesem Grund ziehen wir eine engere Definition vor, die eine Altersgrenze berücksichtigt. Betrachtet werden nur Familien mit mindestens drei Kindern unter 16 Jahren, die alle im elterlichen Haushalt wohnen: Bis zu dieser Altersgrenze sind eigene Arbeitseinkommen der Kinder, welche die finanzielle Situation des Haushalts teilweise entlasten könnten, mit Sicherheit ausgeschlossen. Wir vergleichen die Einkommenssituation der so definierten kinderreichen Familien mit derjenigen von Familien mit zwei Kindern (unter 16 Jahren), solchen mit einem Kind (unter 16 Jahren) und kinderlosen Paaren. Dabei stellt sich hinsichtlich der letzten Referenzgruppe erneut die Frage nach einer zweckmäßigen Altersabgrenzung, um wenig sinnvolle Vergleiche zwischen sehr heterogenen Haushaltstypen zu vermeiden. Wir ziehen entsprechend bei kinderlosen Paaren eine pragmatische Altersgrenze von 45 Jahren beim Alter der Frau. Ab diesem Alter ist familialer Nachwuchs in der Regel nicht mehr zu erwarten und zugleich ergibt sich bei dieser Abgrenzung eine ähnliche Altersstruktur für kinderlose Paare und Eltern in kinderreichen Familien.<sup>9</sup> Haushalte mit mehr als zwei Generationen wurden ebenfalls aus der Betrachtung ausgeschlossen.

In den multivariaten Analysen interessiert in erster Linie der Erwerbsstatus und das Arbeitseinkommenspotential (letzteres nach den Intentionen der Humankapi-

---

8 Bei der Wahl dieser drei Querschnitte wurde zunächst die erste verfügbare SOEP-Welle berücksichtigt (1984). Dann wurde das Jahr 1990 ausgewählt, da diese Befragung in Ostdeutschland noch weitestgehend die soziale Situation der Familien zu DDR-Zeiten abbildet, denn sie erfolgte im Frühjahr 1990, d.h. vor der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion. Um den dadurch vorgegebenen Sechs-Jahres-Abstand beizubehalten, wurde schließlich als dritter Zeitpunkt das Jahr 1996 ausgewählt.

9 Nicht dokumentierte Ergebnisse der Pre-Tests.



taltheorie erfasst über Alter und Bildungsniveau) beider erwachsener Haushaltsmitglieder. Dieses Konzept führt dann zu Problemen, wenn Haushalte von Alleinerziehenden betrachtet werden sollen. Aus diesem Grund berücksichtigen wir nur Familien, bei denen beide Elternteile im Haushalt leben, auch wenn uns bewusst ist, dass wir dadurch einen wichtigen Teil der bundesdeutschen Realität ausblenden. Alleinerziehende befinden sich jedoch in spezifischen Problemlagen, die eine gesonderte Aufmerksamkeit verdienen (vgl. Büchel & Engelhardt, 1999).

### 3.3. Operationalisierung der Einkommenssituation

Die Einkommenssituation der untersuchten Haushalte wird über das monatliche Haushaltsnettoeinkommen (erhoben zum jeweiligen Befragungszeitpunkt) erfasst. Dieses schließt die Einkünfte aller Haushaltsmitglieder unabhängig von der Einkommensart ein. Abzüge in Form von Steuern und Sozialabgaben sind dabei bereits berücksichtigt, ebenso regelmäßige Transferzahlungen wie Wohngeld, Kindergeld, BAföG, Unterhaltszahlungen und ähnliches.<sup>10</sup> Dieses Einkommen entspricht dem „verfügbaren Haushaltsnettoeinkommen“.

Das Haushaltsnettoeinkommen ist ein wenig valider Indikator für die soziale Situation eines Haushalts, wenn die Haushaltsstruktur unberücksichtigt bleibt. Es ist entsprechend anhand dieser in geeigneter Form zu gewichten. Einfache Lösungsansätze, die bei der Wahl einer entsprechenden Äquivalenzskala nur die Haushaltsgröße berücksichtigen (Bildung eines Pro-Kopf-Einkommens), greifen zu kurz. Bei dieser Vorgehensweise werden weder der unterschiedliche „Versorgungsbedarf“ der einzelnen Haushaltsmitglieder noch die Degression der Durchschnittskosten der Haushaltsführung in Abhängigkeit von der Haushaltsgröße adäquat erfasst. Leistungsfähigere Äquivalenzskalen orientieren sich daher sowohl an der Anzahl als auch am Alter der Haushaltsmitglieder und ordnen den einzelnen Haushaltsmitgliedern unterschiedliche Bedarfsgewichte zu. Allerdings besteht in der umfangreichen Literatur zu Äquivalenzskalen kein Konsens darüber, welche Skala die höchste Validität aufweist (vgl. hierzu Faik, 1995). In dieser Untersuchung verwenden wir die sogenannte „ältere OECD-Skala“, bei der die erste (erwachsene) Person eines Haushalts mit Faktor (bzw. Gewicht) 1, sonstige Personen ab 15 Jahren mit Faktor 0,7 und Kinder bis 14 Jahre mit Faktor 0,5 in die Gewichtung eingehen. Diese Skala liegt sehr nahe an einer von Faik vorgeschlagenen, aber deutlich komplizierter zu berechnenden „Idealskala“ (Faik, 1997, S. 39). Sie wird aufgrund ihrer einfachen Handhabung und ihrer hohen Validität sehr häufig verwendet (vgl. z.B. Becker, 1997; Hauser, 1997). Dividiert man das Haushaltsnettoeinkommen durch die Summe der Gewichte, so erhält man das „Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen“ (im Folgenden kurz auch: „Äquivalenzeinkommen“). Dieses bildet die zentrale Untersuchungsgröße der vorliegenden Analyse.

---

<sup>10</sup> Nach umfangreicher Datenprüfung wurden einige wenige Haushalte mit unplausiblen Angaben zum Haushaltseinkommen aus der Untersuchung ausgeschlossen.

### 3.4. Deskriptive Auswertungen

In einem ersten Schritt werden die Äquivalenzeinkommen der interessierenden Haushaltstypen in Beziehung zu den Äquivalenzeinkommen aller Haushalte gesetzt. Dies soll darüber Auskunft geben, wie die Untersuchungshaushalte hinsichtlich des verfügbaren Einkommens innerhalb der Gesamtbevölkerung positioniert sind. Aufgrund der starken Einkommensunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland wird dabei zwischen diesen beiden Gebieten unterschieden, so dass sich jeweils zwei unterschiedliche Bezugs-Maßzahlen bei der Ermittlung der Bezugsgrößen für alle Haushalte ergeben.

Bei diesem Schritt werden zwei Maße ermittelt: Zunächst die Relation des Mittelwertes des Äquivalenzeinkommens eines interessierenden Haushaltstyps zum Mittelwert des Äquivalenzeinkommens aller Haushalte. Dieses verbreitete Maß ist allerdings insbesondere bei kleinen Fallzahlen (pro Haushaltstyp) recht empfindlich gegen Ausreißer. Es wird deshalb zusätzlich eine weitgehend ausreißerrobuste Größe in Form der Relation des Medians des Äquivalenzeinkommens eines interessierenden Haushaltstyps zum Median des Äquivalenzeinkommens aller Haushalte errechnet.

In einem zweiten, gemessen am Untersuchungsinteresse nachrangigen, Schritt werden – wiederum pro Haushaltstyp – die Anteile derjenigen Haushalte ermittelt, deren Äquivalenzeinkommen 50% des Medians der Äquivalenzeinkommen aller Haushalte unterschreitet<sup>11</sup>; zusätzlich wird der Anteil derjenigen Haushalte ausgewiesen, die Sozialhilfe beziehen.<sup>12</sup>

### 3.5. Multivariate Auswertungen

In den multivariaten Auswertungen verlassen wir die Ebene der Gruppen von Haushaltstypen und betrachten einzelne Haushalte. Die separate Betrachtung pro Untersuchungsgruppe (deutsche Familien in Westdeutschland, ausländische Familien in Westdeutschland, Familien in Ostdeutschland) bleibt erhalten. Der Haushaltstyp wird nun jedoch innerhalb der statistischen Modelle in Form von Interaktionstermen in Kombination mit dem jeweiligen Beobachtungsjahr exogen kontrolliert. Untersucht wird die Einkommensposition der unterschiedenen Paar-Haushalte mit jeweils einem, zwei oder drei und mehr Kindern relativ zu den (Referenz-) Haushalten mit Paaren ohne Kinder im jeweiligen Beobachtungsjahr. Bei den ver-

---

11 Dabei ist zu beachten, dass dieses Maß nicht der „klassischen“ Armutsquote entspricht. Diese wird traditionell personenbezogen ermittelt; die Untersuchungsebene unserer Analyse ist dagegen der Haushalt. Wir werden deshalb bei der Interpretation dieses Indikators nicht von „Armut“, sondern von „sehr geringen Einkommen“ sprechen. Es ist allerdings von einer hohen positiven Korrelation dieser beiden Maße auszugehen.

12 Bei der Feststellung des Sozialhilfebezugs wird datenbedingt danach unterschieden, ob ein Haushalt im Vorjahr der Befragung Sozialhilfe oder sonstige Unterstützung vom Sozialamt bezog oder nicht.

muteten Einflussfaktoren auf die Einkommensposition wird besonderer Wert darauf gelegt, Effekte der Männer separat von denen der Frauen zu kontrollieren.

Als abhängige Variable wird die relative Einkommensposition in metrischer Form analysiert. Gemessen wird diese durch die Relation des individuellen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens zum Gesamtmedian dieser Größe (ermittelt jeweils für West- bzw. Ostdeutschland über alle Haushalte) in Prozent. Die Auswertung erfolgt mit Error Components-Modellen (ECM; vgl. Amemiya, 1985; Hsiao, 1995). Mit diesem Verfahren ist es möglich, für unbeobachtete Heterogenität zu kontrollieren. Dies ist notwendig, da auf einen Haushalt mehrere Beobachtungsjahre entfallen können. Zu Kontrollzwecken weisen wir zusätzlich Ergebnisse aus, die mit dem traditionellen Verfahren von gepoolten linearen Regressionsmodellen (OLS) gewonnen wurden.

Die Auswahl der in die Modelle einbezogenen Kovariaten ist geleitet von humankapitaltheoretischen Überlegungen. Dabei soll nicht nur die Verdienstsituation, sondern in einem erweiterten Ansatz auch das Verdienstpote ntial sowohl der Männer als auch der Frauen im Haushalt erfasst werden. Die Fallselektion bedingt, dass in jedem untersuchten Haushalt genau ein Mann und eine Frau leben. Kontrolliert werden neben der Kinderzahl im jeweiligen Beobachtungsjahr für beide Personen getrennt Alter (als Proxy für die Berufserfahrung), Bildungsniveau und Erwerbsstatus.

## 4. Untersuchungsergebnisse

### 4.1. Deskriptive Ergebnisse

Die in Tabelle 1 ausgewiesenen Ergebnisse können unter verschiedenen Aspekten diskutiert werden.<sup>13</sup> In welcher Beziehung stehen die vier verwendeten Indikatoren der Einkommenssituation innerhalb der einzelnen betrachteten Haushaltstypen? Wie sind – pro Indikator – die Beziehungen zwischen den verschiedenen Haushaltstypen? Wie unterscheiden sich die Ergebnisse – pro Indikator und Haushaltstyp – zwischen den drei Untersuchungsgruppen? Und schließlich ist bei der vorliegenden Fragestellung von besonderem Interesse: Wie entwickeln sich – pro Indikator, Haushaltstyp und Untersuchungsgruppe – die Werte über die Zeit hinweg?

---

13 Nachrichtlich werden im Anhang Mittelwerte und Mediane sowohl vom Haushaltsnettoeinkommen als auch vom Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen dokumentiert (Tabelle A1). Diese Werte informieren über die absolute Einkommenssituation der unterschiedlichen Haushaltstypen und sind deshalb bei unserer Fragestellung von untergeordneter Bedeutung.

Tabelle 1: Relative Einkommensposition und Sozialhilfebezug von Haushalten, nach Bevölkerungsgruppe und Haushaltstyp (Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen<sup>1)</sup>, West- und Ostdeutschland: 1984, 1990, 1996)

		Deutsche Haushalte in Westdeutschland				Ausländer-Haushalte in Westdeutschland			
		Paar o. K <sup>2)</sup>	Paar 1 K <sup>3)</sup>	Paar 2 K	Paar 3+K	Paar o. K	Paar 1 K	Paar 2 K	Paar 3+K
1984	Gruppenmittelwert zu Gesamtmittelwert (%) <sup>4)</sup>	130	91	78	70	109	74	66	52
	Gruppenmedian zu Gesamtmedian (%) <sup>5)</sup>	147	98	86	73	137	87	71	57
	Haushalte mit sehr geringem Eink. <sup>6)</sup> (%)	2	3	8	11	4	6	8	34
	Haushalte mit Sozialhilfebezug im Vorjahr (%)	0	2	1	3	1	0	1	0
	n	362	434	394	97	103	169	234	131
1990	Gruppenmittelwert zu Gesamtmittelwert (%)	127	90	79	68	102	70	63	50
	Gruppenmedian zu Gesamtmedian (%)	141	91	81	77	111	74	70	59
	Haushalte mit sehr geringem Einkommen (%)	2	4	5	11	2	10	12	36
	Haushalte mit Sozialhilfebezug im Vorjahr (%)	3	1	1	3	2	2	0	0
	n	375	311	283	105	86	120	127	77
1996	Gruppenmittelwert zu Gesamtmittelwert (%)	133	91	82	74	95	77	59	60
	Gruppenmedian zu Gesamtmedian (%)	140	96	88	79	114	89	69	58
	Haushalte mit sehr geringem Einkommen (%)	2	4	4	9	4	9	17	27
	Haushalte mit Sozialhilfebezug im Vorjahr (%)	1	1	2	4	3	7	6	10
	n	365	321	293	97	130	177	191	78

Fortsetzung Tabelle 1

		Haushalte in Ostdeutschland			
		Paar o. K	Paar 1 K	Paar 2 K	Paar 3+ K
1984	Gruppenmittelwert zu Gesamtmittelwert (%) <sup>4)</sup>	-	-	-	-
	Gruppenmedian zu Gesamtmedian (%) <sup>5)</sup>	-	-	-	-
	Haushalte mit sehr geringem Eink. <sup>6)</sup> (%)	-	-	-	-
	Haushalte mit Sozialhilfebezug im Vorjahr (%)	-	-	-	-
	n	-	-	-	-
1990	Gruppenmittelwert zu Gesamtmittelwert (%)	126	107	91	78
	Gruppenmedian zu Gesamtmedian (%)	129	106	96	77
	Haushalte mit sehr geringem Einkommen (%)	2	3	4	3
	Haushalte mit Sozialhilfebezug im Vorjahr (%)	-	-	-	-
	n	78	306	363	71
1996	Gruppenmittelwert zu Gesamtmittelwert (%)	115	97	83	68
	Gruppenmedian zu Gesamtmedian (%)	119	97	88	70
	Haushalte mit sehr geringem Einkommen (%)	5	6	5	10
	Haushalte mit Sozialhilfebezug im Vorjahr (%)	1	1	2	12
	n	100	172	195	38

1) Äquivalenzgewichte: Haushaltsvorstand = 1; Partner/in = 0,7; Kind/er = 0,5.

2) Paar ohne Kind: Frau bis 45 Jahre. 3) K: jeweils Kind/er unter 16 Jahren. 4) Gesamtmittelwert jeweils für West- und Ostdeutschland separat ermittelt; West: 1984: DM 1422; 1990: DM 1825; 1996: DM 2202; Ost: 1990: DDR-M 790; 1996: DM 1745. 5) Gesamtmedian jeweils für West- und Ostdeutschland separat ermittelt; West: 1984: DM 1200; 1990:

DM 1591; 1996: DM 1900; *Ost*: 1990: DDR-M 773; 1996: DM 1667. 6) „Sehr geringes Einkommen“: Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen < 50 % des Gesamtmedians.

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels (Ausländer 1996: Einschließlich Stichprobe D).

Ein Vergleich der beiden verwendeten Indikatoren zur metrisch gemessenen relativen Einkommensposition zeigt zunächst, dass die in Westdeutschland betrachteten Haushaltstypen bei der mittelwertbezogenen Einkommensposition fast durchweg schlechter abschneiden als bei der medianbezogenen. Dies ist wenig überraschend, da der Ausschluss der Single- und kinderlosen Paar-Haushalte mit älteren Erwachsenen sowie der Haushalte mit erwachsenen Kindern dazu führt, dass die einkommensstärkeren Haushalte bei den untersuchten Haushaltstypen unterrepräsentiert sind. Dies wirkt sich stärker auf den Mittelwert als auf den Median der gesamten Einkommensverteilung aus. In Ostdeutschland mit seiner insgesamt stärker nivellierten Einkommensverteilung liegen die Werte für die beiden Indikatoren jedoch durchweg näher beieinander. Im Folgenden konzentriert sich die Ergebnisinterpretation auf die Diskussion des ausreißerresistenteren medianbasierten Indikators.

Unabhängig von Untersuchungsgruppe, Beobachtungsjahr und gewähltem Indikator verschlechtert sich mit zunehmender Kinderzahl die relative Einkommensposition innerhalb der Gesamtgesellschaft. Entsprechend finden sich kinderreiche Haushalte in der ungünstigsten Einkommensposition. Über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg erreicht der Median des Äquivalenzeinkommens kinderreicher Familien bei westdeutschen Haushalten mit deutschem Haushaltsvorstand und ostdeutschen Haushalten nur rund drei Viertel des Medianeinkommens der gesamten Einkommensverteilung, bei kinderreichen ausländischen Haushalten in Westdeutschland gar nur knapp 60%. Besonders markant zeigen sich die Unterschiede zwischen kinderreichen Familien und Haushalten mit zwei und weniger Kindern, unabhängig von Untersuchungsgruppe und Beobachtungsjahr<sup>14</sup>, bei der Armutsquote. Im Jahr 1996 liegt die Armutsquote bei kinderreichen deutschen Familien mit rund 10% rund doppelt so hoch wie bei Familien mit einem oder zwei Kindern, wobei bemerkenswert ist, dass kaum ein Unterschied zwischen Ein- und Zwei-Kind-Familien besteht. Bei ausländischen Familien mit Kindern steigt das Armutsrisiko mit jedem zusätzlichen Kind deutlich an. In Westdeutschland lebt mehr als jede vierte kinderreiche Familie mit ausländischem Haushaltsvorstand in Armut. Der Anteil der sozialhilfebeziehenden Haushalte für das Jahr 1996 zeigt, dass diese Ergebnisse nicht allein auf technische Auswirkungen der personenanzahl-abhängigen Konstruktion des Äquivalenzeinkommens zurückzuführen sind, sondern dass sie tatsächlich einen Zusammenhang zwischen Kinderreichtum und Einkommensrisiken abbilden. Ab drei Kindern im Haushalt erhöht sich das Sozialhilfebezugsrisiko sprunghaft. Dieses Ergebnis ist robust gegenüber der Wahl einer bestimmten Äquivalenzskala.

Eine Betrachtung der relativen Einkommensposition kinderreicher Familien im Zeitverlauf erbringt unterschiedliche Ergebnisse für die drei betrachteten Untersuchungsgruppen. Bei kinderreichen westdeutschen Haushalten mit deutschem

<sup>14</sup> Ausnahme: Ostdeutschland kurz nach der Wende,

Haushaltsvorstand ist von 1984 bis 1996 eine leichte Entspannung der ungünstigen Einkommensposition zu beobachten. Die Relation zum westdeutschen Median der Gesamtverteilung steigt von 73% über 77% (1990) auf 79%. Analog verringerte sich das Risiko eines sehr niedrigen Einkommens (< 50% des Gesamtmedians) von 11% auf 9%. Einen ähnlichen Trend konstatiert auch Weick (1998b, S. 97).

Die Einkommensposition kinderreicher westdeutscher Haushalte mit ausländischem Haushaltsvorstand blieb weitgehend unverändert ungünstig: Die Relation des Medians pro Haushaltstyp zum westdeutschem Gesamtmedian blieb stabil (1984: 57%, 1996: 58%). Bemerkenswert ist jedoch, dass sich von 1984 bis 1996 der Anteil der Haushalte mit einem sehr niedrigen Einkommen von 34% auf 27% verringerte. Dieser Anteil liegt jedoch noch immer markant über demjenigen von kinderreichen Familien mit deutschem Haushaltsvorstand. Ein Blick auf die Entwicklung des Sozialhilfebezugs (von 0% im Jahr 1984 auf 10% im Jahr 1996) zeigt, dass bei kinderreichen ausländischen Familien Armut in vielen Fällen offenkundig nur durch Sozialhilfebezug vermieden werden kann.

Auffällig ist die Entwicklung der Einkommenssituation kinderreicher Familien in Ostdeutschland. Der Ausgangspunkt der Betrachtung im Beobachtungsjahr 1990 bildet dabei weitgehend die DDR-Situation ab, da die Befragung im Frühjahr noch vor der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion realisiert wurde und zudem Arbeitslosigkeit zu diesem Zeitpunkt noch kaum eine Rolle spielte. Es zeigt sich, dass kinderreiche Familien auch zu DDR-Zeiten eine deutlich ungünstigere relative Einkommensposition aufwiesen als andere Haushaltstypen (vgl. auch Hoffmann, 1998, S. 34). Mit 77% des Gesamtmedians wird ein exakt gleicher Wert erreicht wie bei kinderreichen Familien mit deutschem Haushaltsvorstand in Westdeutschland zum gleichen Zeitpunkt. Bemerkenswert ist allerdings, dass sich die Einkommensposition von 1990 zu 1996 deutlich verschlechtert. Ein Vergleich mit den Werten der anderen Haushaltstypen in Ostdeutschland zeigt jedoch, dass hinter diesem Ergebnis nicht allein eine charakteristische Verschlechterung der Einkommenssituation kinderreicher Familien im Zuge der sich stark verändernden sozialen Rahmenbedingungen steht. Die sich verstärkende Aufspreizung der ostdeutschen Einkommensverteilung betrifft alle in unserer Untersuchung betrachteten Haushaltstypen in ähnlicher Weise.<sup>15</sup> Allerdings zeigen die Indikatoren „sehr niedrige Einkommen“ und „Sozialhilfebezug“, dass kinderreiche Familien in Ostdeutschland spezifischen Risiken ausgesetzt sind: Sie weisen im Jahr 1996 unter den verglichenen Haushaltstypen den weitaus höchsten Anteil an Beziehern sehr niedriger Einkommen (10%) und das mit Abstand höchste Sozialhilferisiko (Bezugsquote von 12%) auf. Auffällig ist, dass sich die beiden genannten Risiken von Haushalten mit keinem, einem oder zwei Kindern kaum unterscheiden, dass jedoch eine markante Risikoerhöhung ab dem dritten Kind zu beobachten ist. Dieses Ergebnis ist insofern bedeutsam, als zu DDR-Zeiten aufgrund einer elaborierten Familienpo-

---

15 Das Ergebnis belegt somit, dass ältere Ostdeutsche nach Einkommensgesichtspunkten überproportional oft unter den „Gewinnern der Einheit“ zu finden sind. Insgesamt lässt sich jedoch für Ostdeutschland festhalten, dass im Vergleich zu Westdeutschland nach wie vor eine geringere Differenzierung der Einkommenspositionen nach Haushaltstyp zu verzeichnen ist.

litik (Trappe, 1995, S. 40-46), einer sehr hohen Erwerbsbeteiligung von Müttern (Kirner & Schulz, 1991), aber auch wegen der stark nivellierten Einkommensverteilung (Szydlík, 1993) Kinderreichtum kein Armutsrisiko darstellte.<sup>16</sup> Der gemessen an der westdeutschen Situation deutlich effizientere Schutz kinderreicher Familien vor dem Risiko einer Einkommensarmut zu DDR-Zeiten lässt sich auch aus unseren Daten ermitteln: Der Anteil der kinderreichen Haushalte mit sehr geringem Einkommen lag in Ostdeutschland kurz vor der deutschen Wiedervereinigung bei ganzen 3%.

## 4.2. Multivariate Ergebnisse

Beim Vergleich der beiden Modellvarianten – Error Components Model – (ECM) und Ordinary Least Square Regression (OLS) – für die Schätzung der Faktoren, die die relative Einkommensposition deutscher Haushalte in Westdeutschland beeinflussen, fällt zunächst der hohe Grad ihrer Übereinstimmung hinsichtlich der Höhe der geschätzten Parameter und auch weitgehend hinsichtlich der Signifikanzstruktur auf (Tabelle 2a). Die Interpretation konzentriert sich daher auf die adäquateren ECM und hier wiederum auf die von der Kinderzahl ausgehenden, besonders interessierenden Partialeffekte.<sup>17</sup>

Tabelle 2a: Einflussfaktoren auf die relative Einkommensposition der Haushalte  
(*Deutsche Haushalte in Westdeutschland 1984, 1990, 1996: ECM, OLS<sup>1)</sup>*)

Kovariaten	(ECM)		(OLS)		Mittelwert <sup>3)</sup>	(Std.-Abw.)
	Koeffizient	( t -Wert)	Koeffizient	( t -Wert)		
(Konstante)	14,665	(0,979)	4,955	(0,324)	-	-
Alter des Mannes	1,923 *	(2,296)	1,873 *	(2,297)	35,58	(8,04)
Alter <sup>2</sup> des Mannes/100	- 1,036	(1,000)	- 0,980	(0,967)	13,31	(6,22)
Alter der Frau	3,822 **	(3,894)	4,279 **	(4,411)	33,27	(7,01)
Alter <sup>2</sup> der Frau/100	- 5,075 **	(3,807)	- 5,623 **	(4,245)	11,56	(4,99)
Mann o. abgeschl. Berufsausbildung	- 6,072 *	(2,327)	- 5,804 *	(2,475)	0,13	(0,33)
Mann mit FHS-/HS-Abschluss	32,324 **	(12,670)	32,769 **	(14,720)	0,16	(0,37)
Frau o. abgeschl. Berufsausbildung	- 13,247 **	(5,961)	- 11,630 **	(5,985)	0,20	(0,40)
Kovariaten	Koeffizient	( t -Wert)	Koeffizient	( t -Wert)	Mittelwert <sup>6)</sup>	(Std.-Abw.)
Frau mit FHS-/HS-Abschluss	13,037 **	(4,189)	11,953 **	(4,372)	0,10	(0,30)
Mann nicht vollzeiterwerbstätig	- 27,927 **	(12,848)	- 31,358 **	(14,303)	0,17	(0,38)
Frau vollzeiterwerbstätig	32,579 **	(15,849)	37,079 **	(17,938)	0,38	(0,48)
Frau teilzeit-/geringfügig erwerbstätig	15,309 **	(8,084)	17,349 **	(8,890)	0,24	(0,43)
Paar mit 1 Kind <sup>2)</sup>	- 38,342 **	(12,684)	- 37,494 **	(11,833)	0,31	(0,46)
Paar mit 2 Kindern	- 56,366 **	(17,143)	- 57,493 **	(17,172)	0,29	(0,45)
Paar mit 3 oder mehr Kindern	- 63,718 **	(12,905)	- 64,009 **	(12,803)	0,09	(0,28)

16 Zu bedenken ist auch, dass in der DDR erhebliche Miet- und Preissubventionen, insbesondere auch für Kinderbetreuungsplätze, gewährt wurden, bei denen kinderreichen Familien partiell Sonderrechte eingeräumt wurden. Dadurch wurden diese auch von der Ausgabenseite her erheblich entlastet.

17 Aufgrund ähnlicher Voraussetzungen wird bei den beiden anderen Untersuchungsgruppen (Ausländer-Haushalte in Westdeutschland, Ostdeutsche Haushalte) ebenso verfahren.

Fortsetzung Tabelle 2a	(ECM)		(OLS)			
Jahr 1990	- 15,220 **	(5,316)	- 13,302 **	(4,115)	0,31	(0,46)
Jahr 1996	- 15,129 **	(4,861)	- 16,458 **	(5,069)	0,30	(0,46)
Paar mit 1 Kind 1990	6,986 *	(1,735)	3,631	(0,803)	0,09	(0,29)
Paar mit 1 Kind 1996	10,395 *	(2,427)	10,886 *	(2,400)	0,09	(0,29)
Paar mit 2 Kindern 1990	6,830 *	(1,704)	6,542	(1,416)	0,08	(0,28)
Paar mit 2 Kindern 1996	11,850 **	(2,709)	15,493 **	(3,345)	0,08	(0,28)
Paar mit 3 oder mehr Kindern 1990	6,873	(1,181)	4,926	(0,729)	0,03	(0,18)
Paar mit 3 oder mehr Kindern 1996	8,156	(1,261)	10,984	(1,585)	0,03	(0,16)
Fallzahl	3283		3283		3283	
R <sup>2</sup> adjusted			0,431			
$\sigma^2_{\epsilon}$	32,695					
$\sigma^2_{\epsilon}$	29,949					
$\sigma^2_{\epsilon}$	62,644					
$\sigma^2_{\epsilon}/\sigma^2_{\epsilon} \cdot 100$ (in %)	52,192					
Mittelwert der abh. Var. (Std.-Abw.)			112,79 (55,75)			

Signifikanzniveau: \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $0,01 \geq p < 0,05$ ; +:  $0,05 \geq p < 0,10$ .

1) Abhängige Variable: Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen relativ zu Gesamtmedian (%). Äquivalenzgewichte: Haushaltsvorstand = 1; Partner/in = 0,7; Kind/er = 0,5. Gesamtmedian jeweils für West- und Ostdeutschland separat ermittelt (vgl. Fußnote 5 in Tabelle 1). 2) Jeweils Kind/er unter 16 Jahren. 3) Mittelwerte, Standardabweichungen ungewichtet. Referenzkategorien: Mann/Frau mit abgeschlossener Berufsausbildung; Frau nicht erwerbstätig; Paar ohne Kind (Altersselektion = Frau bis 45 Jahre); Jahr 1984.

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels (Ausländer 1996: Einschließlich Stichprobe D).

Bei Kontrolle des im Haushalt verfügbaren Arbeitseinkommenspotentials bestätigen sich bei Haushalten mit deutschem Haushaltsvorstand in Westdeutschland die Ergebnisse der deskriptiven Analyse für Familien mit einem oder zwei Kindern. Bei ihnen zeichnet sich nach einer anfänglichen Verschlechterung zwischen 1990 und 1996 eine leichte Verbesserung ihrer Einkommensposition ab. Die relative Einkommenssituation kinderreicher Familien hat sich hingegen im Zeitverlauf nur unwesentlich verändert.<sup>18</sup> Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass kinderreiche Familien bereits 1984 eine deutlich ungünstigere Einkommensposition hatten als andere Familien mit vergleichbaren sozio-ökonomischen Merkmalen. Die leichte Entspannung der Einkommenssituation von Familien mit Kindern dürfte auf die im Untersuchungszeitraum eingetretene Erhöhung der Erwerbsbeteiligung von Müttern (Zahn, 1999, S. 29) und auf die verbesserte staatliche Unterstützung von Familien zurückzuführen sein, insbesondere auf die markante Erhöhung des Kindergeldes.<sup>19</sup> Festzuhalten bleibt, dass bereits Familien mit zwei Kindern und

18 Exemplarisch sei hier einmal die Interpretation der Interaktionseffekte der ECM angeführt (Tabelle 2a): Für kinderreiche Familien ergibt sich 1984 ein hochsignifikanter Wert von rund -63,7% (Referenzgruppe kinderlose Paare 1984), 1990 beträgt dieser Wert -72,1% (-63,7%-15,2%+6,8%) und für 1996 ergeben sich -70,7% (-63,7%-15,1%+8,1%). Die relative Einkommensposition kinderreicher Haushalte in den Jahren 1990 und 1996 unterscheidet sich nicht signifikant von der im Jahr 1984.

19 1984 und 1990 betrug das Kindergeld 50 DM beim 1. Kind, maximal 100/130 DM beim 2. Kind (einkommensabhängig) und maximal 220 DM beim 3. Kind (einkommensabhängig). Im Zusammenhang mit der ab Beginn des Jahres 1996 wirksamen Kindergelderhö-



erst recht kinderreiche Familien relativ zu kinderlosen Paaren, mit denen sie hinsichtlich Alter, Ausbildung und Erwerbsstatus vergleichbar sind, nach wie vor massiv schlechtergestellt sind.

Tabelle 2b: Einflussfaktoren auf die relative Einkommensposition der Haushalte (Ausländer-Haushalte in Westdeutschland 1984, 1990, 1996: ECM, OLS<sup>1)</sup>)

Kovariaten	(ECM)		(OLS)		Mittelwert <sup>2)</sup>	(Std.-Abw.)
	Koeffizient	( t -Wert)	Koeffizient	( t -Wert)		
(Konstante)	48,006 **	(3,114)	57,518 **	(3,248)	-	-
Alter des Mannes	2,348 *	(2,300)	2,425 *	(2,298)	35,49	(8,14)
Alter <sup>2</sup> des Mannes/100	-3,049 *	(2,308)	-3,209 *	(2,350)	13,26	(6,11)
Alter der Frau	1,638	(1,465)	1,161	(1,006)	32,40	(7,09)
Alter <sup>2</sup> der Frau/100	-1,648	(1,044)	-0,987	(0,605)	11,00	(4,89)
Mann o. abgeschl. Berufsausbildung	-3,763	(1,424)	-4,179 *	(1,800)	0,73	(0,44)
Mann mit FHS-/HS-Abschluss	21,127 **	(4,275)	20,409 **	(4,728)	0,06	(0,23)
Frau o. abgeschl. Berufsausbildung	-5,084 *	(1,863)	-4,960 *	(2,134)	0,76	(0,43)
Frau mit FHS-/HS-Abschluss	7,267	(1,347)	7,654	(1,546)	0,04	(0,19)
Mann nicht vollzeiterwerbstätig	-29,238 **	(13,126)	-29,552 **	(12,356)	0,17	(0,37)
Frau vollzeiterwerbstätig	28,545 **	(15,195)	30,512 **	(15,236)	0,38	(0,49)
Frau teilzeit-/geringfügig erwerbstätig	14,466 **	(6,325)	14,394 **	(5,449)	0,14	(0,34)
Paar mit 1 Kind <sup>3)</sup>	-40,343 **	(10,969)	-43,440 **	(10,374)	0,28	(0,45)
Paar mit 2 Kindern	-51,526 **	(14,374)	-53,556 **	(13,403)	0,35	(0,48)
Paar mit 3 oder mehr Kindern	-60,959 **	(14,600)	-65,124 **	(14,486)	0,18	(0,38)
Jahr 1990	-11,894 **	(3,305)	-13,147 **	(2,608)	0,25	(0,43)
Jahr 1996	-20,220 **	(4,776)	-25,317 **	(5,401)	0,35	(0,48)
Paar mit 1 Kind 1990	10,816 *	(2,355)	11,518 *	(1,803)	0,07	(0,26)
Paar mit 1 Kind 1996	23,827 **	(4,562)	29,250 **	(5,037)	0,11	(0,31)
Paar mit 2 Kindern 1990	5,238	(1,179)	6,904	(1,109)	0,08	(0,27)
Paar mit 2 Kindern 1996	16,992 **	(3,375)	21,808 **	(3,902)	0,12	(0,32)
Paar mit 3 oder mehr Kindern 1990	4,239	(0,880)	10,371	(1,502)	0,05	(0,22)
Paar mit 3 oder mehr Kindern 1996	21,767 **	(3,797)	28,527 **	(4,333)	0,05	(0,21)
Fallzahl	1585		1585		1585	
R <sup>2</sup> adjusted			0,421			
$\sigma^2_{\epsilon}$	31,880					
$\sigma^2_u$	17,344					
$\sigma^2_{\epsilon}$	49,224					
$(\sigma^2_{\epsilon}/\sigma^2_u) \cdot 100$ (in %)	64,765					
Mittelwert der abh. Var. (Std.-Abw.)			85,36 (43,50)			

Signifikanzniveaus: \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $0,01 \geq p < 0,05$ ; +:  $0,05 \geq p < 0,10$ .

1) Abhängige Variable: Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen relativ zu Gesamtmedian (%). Äquivalenzgewichte: Haushaltsvorstand = 1; Partner/in = 0,7; Kind/er = 0,5. Gesamtmedian jeweils für West- und Ostdeutschland separat ermittelt (vgl. Fußnote 5 in Tabelle 1). 2) Jeweils Kind/er unter 16 Jahren. 3) Mittelwerte, Standardabweichungen ungewichtet. Referenzkategorien: Mann/Frau mit abgeschlossener Berufsausbildung; Frau nicht erwerbstätig; Paar ohne Kind (Altersselektion = Frau bis 45 Jahre); Jahr 1984.

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels (Ausländer 1996: Einschließlich Stichprobe D).

hung wurde die einkommensabhängige Gewährung wieder rückgängig gemacht. Beim 1. Kind und 2. Kind erhöhte sich das Kindergeld auf 200 DM, beim 3. Kind auf 300 DM und bei weiteren Kindern auf 350 DM. Gleichzeitig wurde der Kinderfreibetrag deutlich erhöht (Gerlach, 1996).

Zeigte sich in den deskriptiven Ergebnissen zur relativen Einkommensposition von Ausländer-Haushalten mit Kindern in Westdeutschland eine im Zeitverlauf gleichbleibend ungünstige Situation, so wird dieses Bild durch die multivariaten Analysen etwas relativiert (Tabelle 2b). Während sich ihre relative Einkommensposition zwischen 1984 und 1990 (geringfügig) verschlechterte, trat in den folgenden sechs Jahren eine Verbesserung ein, auch wenn Familien mit Kindern gegenüber vergleichbaren kinderlosen Paaren weiterhin deutlich ungünstiger positioniert sind. Dieses Ergebnis trifft auf alle Haushaltstypen mit Kindern und so auch auf kinderreiche Familien zu. Dies dürfte im wesentlichen auf die im Untersuchungszeitraum erfolgte Erhöhung der staatlichen Transfers, insbesondere des Kindergeldes, zurückzuführen sein. Gerade ausländische Familien mit ihrer typischerweise unterdurchschnittlichen Frauenerwerbsbeteiligung und einem insgesamt niedrigen Haushaltseinkommen werden dadurch in besonderem Maße finanziell entlastet.

Tabelle 2c: Einflussfaktoren auf die relative Einkommensposition der Haushalte (Haushalte in Ostdeutschland 1990, 1996: ECM, OLS<sup>1)</sup>)

Kovariaten	(ECM)		(OLS)		Mittelwert <sup>3)</sup>	(Std.-Abw.)
	Koeffizient	(t -Wert)	Koeffizient	(t -Wert)		
(Konstante)	66,855 **	(4,205)	63,694 **	(4,037)	-	-
Alter des Mannes	0,437	(0,466)	0,493	(0,541)	33,80	(7,12)
Alter <sup>2</sup> des Mannes/100	-0,739	(0,598)	-0,857	(0,716)	11,93	(5,20)
Alter der Frau	1,839 *	(1,737)	1,949 *	(1,872)	33,38	(6,78)
Alter <sup>2</sup> der Frau/100	-1,797	(1,236)	-1,964	(1,374)	11,60	(4,77)
Mann o. abgeschl. Berufsausbildung	0,345	(0,082)	-0,039	(0,010)	0,03	(0,18)
Mann mit FHS-/HS-Abschluss	20,233 **	(8,290)	20,785 **	(9,277)	0,13	(0,33)
Frau o. abgeschl. Berufsausbildung	-12,935 **	(3,566)	-11,531 **	(3,365)	0,04	(0,21)
Frau mit FHS-/HS-Abschluss	15,415 **	(6,029)	15,276 **	(6,453)	0,11	(0,32)
Mann nicht vollzeiterwerbstätig	-18,515 **	(10,533)	-19,376 **	(10,977)	0,23	(0,42)
Frau vollzeiterwerbstätig	19,649 **	(9,588)	20,844 **	(9,939)	0,75	(0,44)
Frau teilzeit-/geringfügig erwerbstätig	7,202 **	(2,642)	8,706 **	(3,118)	0,11	(0,31)
Paar mit 1 Kind <sup>2)</sup>	-19,422 **	(6,338)	-19,308 **	(6,195)	0,36	(0,48)
Paar mit 2 Kindern	-37,858 **	(12,129)	-37,752 **	(12,004)	0,42	(0,49)
Paar mit 3 oder mehr Kindern	-50,324 **	(12,050)	-50,664 **	(12,128)	0,08	(0,27)
Jahr 1996	-2,575	(0,704)	-2,295	(0,613)	0,38	(0,48)
Paar mit 1 Kind 1996	0,069	(0,016)	0,622	(0,141)	0,13	(0,33)
Paar mit 2 Kindern 1996	4,146	(0,999)	4,004	(0,926)	0,15	(0,36)
Paar mit 3 oder mehr Kindern 1996	6,294	(1,101)	4,862	(0,782)	0,03	(0,17)
Fallzahl	1293		1293		1293	
R <sup>2</sup> adjusted			0,434			
$\sigma^2_{\epsilon}$	15,746					
$\sigma^2_{\epsilon^*}$	18,959					
$\sigma^2_{\epsilon^{**}}$	34,705					
$(\sigma^2_{\epsilon}/\sigma^2_{\epsilon^{**}})*100$ (in %)	45,371					
Mittelwert der abh. Var. (Std.-Abw.)			101,22 (32,17)			

Signifikanzniveaus: \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $0,01 \geq p < 0,05$ ; +:  $0,05 \geq p < 0,10$ .

1) Abhängige Variable: Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen relativ zu Gesamtmedian (%). Äquivalenzgewichte: Haushaltsvorstand = 1; Partner/in = 0,7; Kind/er = 0,5. Gesamtmedian jeweils für West- und Ostdeutschland separat ermittelt (vgl. Fußnote 5 in Tabelle 1). 2) Jeweils Kind/er unter 16 Jahren. 3) Mittelwerte, Standardabweichungen ungewichtet. Referenzkategorien: Mann/Frau mit abgeschlossener Berufsausbildung; Frau nicht erwerbstätig; Paar ohne Kind (Altersselektion = Frau bis 45 Jahre); Jahr 1984.

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels (Ausländer 1996: Einschließlich Stichprobe D).

Für ostdeutsche Haushalte ergibt die multivariate Analyse einen bemerkenswerten Kontrast zu den deskriptiven Ergebnissen. Dort wurde eine massive Verschlechterung der relativen Einkommensposition von Familien mit Kindern von 1990 zu 1996 festgestellt. Bei Kontrolle der Arbeitssituation bzw. des Arbeitseinkommenspotentials der Erwachsenen im Haushalt ist jedoch keine Veränderung des Effekts der Kinderzahl mehr zu beobachten. Dies impliziert, dass die Verschlechterung der relativen Einkommensposition von Familien mit Kindern im Zuge der gesellschaftlichen Transformation überwiegend durch die sich stark verschlechternden Arbeitsmarktchancen von Müttern bedingt war, die ihre Arbeit verloren bzw. die zunehmend erforderliche Flexibilität im beruflichen Bereich nicht mehr mit den familialen Bedürfnissen in Übereinstimmung bringen können.<sup>20</sup> Auch Ergebnisse des Mikrozensus 1997 weisen aus, dass sich mit dem dritten Kind die Erwerbstätigenquote ostdeutscher Frauen erheblich reduziert und dass ein großer Teil dieser Frauen arbeitslos ist (Zahn, 1999, S. 37).

Sowohl die deskriptiven als auch die multivariaten Ergebnisse haben gezeigt, wie wichtig die von uns gewählte gruppenspezifische Betrachtungsweise ist, verlief doch die Entwicklung innerhalb und zwischen den Gruppen durchaus unterschiedlich. Wäre eine solche Unterscheidung nicht vorgenommen worden, hätte beispielsweise der spezifischen Situation ausländischer und ostdeutscher Familien nicht Rechnung getragen werden können bzw. hätten sich gegenläufige Entwicklungen möglicherweise überlagert.

## 5. Diskussion

In der gegenwärtigen sozialwissenschaftlichen Diskussion besteht ein weitgehender Konsens darüber, dass die materielle Situation von Familien entscheidend durch die Zahl der Kinder beeinflusst wird, die in ihnen leben. „Die Zahl der Kinder entwickelt sich in jüngerer Zeit zunehmend zu einem zentralen Element sozialer Ungleichheit“, konstatiert Kaufmann (1995, S. 138). Die durch die Armutsdiskussion dominierte Debatte vermittelt den Eindruck einer sich im Zeitverlauf verschlechternden materiellen Lebenssituation von Familien mit Kindern.

Anliegen des vorliegenden Beitrages ist es, diese allgemein konstatierte Tendenz kritisch zu hinterfragen. Im Mittelpunkt der Untersuchung steht die Entwicklung der Einkommenssituation kinderreicher Familien in Deutschland. Ein Vergleich ihrer Einkommensposition mit der anderer Haushalts- und Familientypen gibt zumindest partiell Aufschluss darüber, inwieweit angestrebte familienpolitische Ziele erreicht werden. Wesentliche Elemente der Familienpolitik in der Bun-

---

20 Der vergleichsweise hohe Anteil der nicht vollzeiterwerbstätigen Männer belegt, dass auch diese stärker als in den anderen beiden Untersuchungsgruppen mit Arbeitsmarktproblemen konfrontiert sind.

desrepublik sind mittels des sogenannten Familienlastenausgleichs darauf gerichtet, soziale Disparitäten in der Lebenssituation von Familien, die aus dem Familienstand oder der Zahl der Kinder resultieren, partiell auszugleichen und damit Leistungen der Familien für die Gesellschaft zu kompensieren. Dies soll geschehen, indem die wirtschaftliche Benachteiligung von Eltern mit Kindern im Vergleich zu Kinderlosen durch monetäre Transferleistungen abgebaut wird, indem erwerbstätige Mütter und Väter steuerlich begünstigt werden und indem flankierende Maßnahmen ergriffen werden, welche die Verbindung von Berufstätigkeit und Familienarbeit erleichtern. Dabei wird ausdrücklich betont, dass Familien um so mehr gefördert werden sollen, je geringer ihr Einkommen und je größer ihre Kinderzahl sind (Bundesministerium für Familie und Senioren, 1994; Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, 1998).<sup>21</sup>

Unsere Untersuchung hat ergeben, dass kinderreiche Familien verglichen mit anderen Haushaltstypen, unabhängig von Beobachtungsjahr, Region und Nationalität, die ungünstigste äquivalenzgewichtete Einkommensposition und mitunter ein deutlich höheres Armutsrisiko haben. Allerdings verlief die Entwicklung für die verschiedenen Gruppen im Zeitverlauf durchaus unterschiedlich.

Für kinderreiche Familien mit deutschem Haushaltsvorstand in Westdeutschland hat sich die relative Einkommensposition zwischen 1984 und 1996 leicht, aber kontinuierlich verbessert. Diese Verbesserung erweist sich jedoch bei Kontrolle des sozio-ökonomischen Hintergrundes beider Eltern als nicht signifikant. Es ist zu vermuten, dass dies insbesondere durch die überproportional gestiegene Erwerbsbeteiligung von Müttern in kinderreichen Familien bedingt ist, die in unserem Modell berücksichtigt wird.

Kinderreiche Familien mit ausländischem Haushaltsvorstand nehmen die mit Abstand ungünstigste Einkommensposition in Westdeutschland ein. Ihre relative Einkommenssituation hat zwischen 1984 und 1996 auf niedrigem Niveau stagniert. Bei Berücksichtigung des Arbeitseinkommenspotentials der Eltern zeigt sich jedoch eine Verbesserung ihrer Situation zwischen 1990 und 1996. Ausländische Familien mit ihren überwiegend niedrigen Haushaltseinkommen profitieren besonders stark von einer Erhöhung staatlicher Transfers. Dies gilt insbesondere in einer ungünstigen konjunkturellen Situation wie in der ersten Hälfte der 1990er Jahre.

Die relative Einkommensentwicklung kinderreicher Familien in Ostdeutschland verlief derjenigen von deutschen kinderreichen Haushalten in Westdeutschland entgegengesetzt. Sie hat sich von 1990 bis 1996 deutlich verschlechtert. Es ließ sich zeigen, dass dies hauptsächlich durch die ungünstige Arbeitsmarktentwick-

---

21 Im Rahmen der 1996 erfolgten Reform des Familienlastenausgleichs von 1996 wurde das Einkommensteuerrecht modifiziert, um die unzulässige Besteuerung von Familien zu beenden (Lampert, 1996b, S. 166). Kindergeld und Kinderfreibetrag wurden erheblich erhöht und können nun wahlweise in Anspruch genommen werden. Tatsächlich hat das Kindergeld mit der ab 1996 in Kraft getretenen Neuregelung explizit die Funktion erhalten, den Familien, welche die steuerliche Freistellung des Existenzminimums nicht über die Einkommensteuer realisieren können, einen Ausgleich zu bieten (Zander, 2000, S. 97).

lung bedingt war: Bei Kontrolle des sozio-ökonomischen Hintergrundes der Eltern ergibt sich keine Veränderung ihrer Position.

Zwei wichtige Schlussfolgerungen sind festzuhalten. Die Einkommenssituation ausländischer kinderreicher Familien in Westdeutschland hat sich in jüngster Zeit unabhängig von der Erwerbsbeteiligung der Eltern deutlich verbessert. Dies dürfte im wesentlichen auf die Erhöhung staatlicher Transfers, wie beispielsweise des Kindergeldes, zurückzuführen sein. Dieses Ergebnis ist sowohl sozialpolitisch als auch unter dem Aspekt der Integration bedeutsam, da sich die Einkommensentwicklung bei ausländischen Familien auf deutlich niedrigerem Niveau als bei deutschen Familien vollzieht.

Als zweites wichtiges Ergebnis zeigt sich der erwartete starke Einfluss der Erwerbsbeteiligung beider Eltern – und damit mittelbar auch der Einfluss der Arbeitsmarktlage, insbesondere in Ostdeutschland – auf die Einkommenssituation kinderreicher Familien. Dies belegt die Notwendigkeit, Familien- und Arbeitsmarktpolitik aufeinander abzustimmen. Wichtige Schritte in diese Richtung sind beispielsweise ein weiterer Ausbau des Angebots an Kindertageseinrichtungen oder das Recht auf Arbeitszeitreduzierung. Darüber hinaus ist jedoch zu diskutieren, wie der bisherige Gedanke des Familienlastenausgleichs weiterentwickelt werden soll oder ob die völlige Neukonzeption einer „kinderorientierten Existenzsicherung“ ansteht (Zander, 2000, S. 101).

Unsere Ergebnisse belegen, dass im Untersuchungszeitraum keine Verschlechterung der Einkommenssituation kinderreicher Familien im gesamtgesellschaftlichen Einkommensgefüge zu verzeichnen ist. Demnach ist eine Versachlichung der familienpolitischen Debatte geboten. Auch wenn wir selbstverständlich die Auffassung teilen, dass der Armutsbekämpfung, insbesondere auch bei kinderreichen Familien, weiterhin eine hohe Priorität zukommen soll, erscheint es bei der Beurteilung der Effizienz eines familienpolitischen Instruments wesentlich, den relativ engen Fokus der Armutsdiskussion zu erweitern und die gesamte Einkommensverteilung in die Betrachtung einzubeziehen.

## Literatur

- Amemiya, T. (1985). *Advanced econometrics*. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, I. (1997). Die Entwicklung der Einkommensverteilung und Einkommensarmut in den alten Bundesländern von 1962 bis 1988. In: I. Becker & R. Hauser (Hrsg.). *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* (S. 43–62). Frankfurt/New York: Campus.
- Becker, R. (1999). Kinder ohne Zukunft? Kinder in Armut und Bildungsungleichheit in Ostdeutschland seit 1990. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 2, 263–283.
- Bertram, H. (1998). Familie, Ökonomie und Fürsorge. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 48, 27–37.
- Büchel, F. & Engelhardt, H. (im Druck). Missing the partner and his earnings: Income situation and labour market participation of single mothers in West and East Germany. In: R. Anker, B. Garcia Guzman & A. Pinnelli (Hrsg.). *Women in the labour market in changing economies: Demographic issues*. Oxford: Oxford University Press.

- Büchel, F., Frick, J.R., Krause, P. & Wagner, G.G. (2001). The impact of poverty on children's school attendance: Evidence from West Germany. In: K. Vlemminckx & T. Smeeding (Hrsg.). *Child well-being, child poverty, and child policy in modern nations – What do we know?* (S. 151-174). Bristol UK: Policy Press.
- Buhr, P. (1998). Armut durch Kinder – zur Logik der Benachteiligung von Familienarbeit im Sozialstaat. In: A. Netzler & M. Opielka (Hrsg.). *Neubewertung der Familienarbeit in der Sozialpolitik* (S. 69-83). Opladen: Leske + Budrich.
- Bundesministerium für Familie und Senioren – Deutscher Bundestag (Hrsg.) (1994). *Fünfter Familienbericht: Familien und Familienpolitik im geeinten Deutschland – Zukunft des Humanvermögens*. Bonn: Bundestagsdrucksache, S. 12/7560.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.) (1998). *Kinder und ihre Kindheit in Deutschland. Eine Politik für Kinder im Kontext von Familienpolitik*. Wissenschaftlicher Beirat für Familienfragen. Stuttgart/Berlin: Kohlhammer.
- Dathe, D. (2000). Familien mit Kindern: Einkommenslagen, Niedrigeinkommen, Wohnsituation und die Infrastruktur für Familien im regionalen Vergleich. In: H. Bertram, B. Nauck & T. Klein (Hrsg.). *Solidarität, Lebensformen und regionale Entwicklung* (S. 137-161). Opladen: Leske + Budrich.
- Deutscher Bundestag (Hrsg.) (1998). Bericht über die Lebenssituation von Kindern und die Leistungen der Kinderhilfen in Deutschland – Zehnter Kinder- und Jugendbericht. Bundestagsdrucksache, 13/11368 vom 25.8.1998.
- Duncan, G.J. & Brooks-Gunn, J. (Hrsg.) (1997). *Consequences of growing up poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- Duncan, G.J., Yeung, W.J., Brooks-Gunn, J. & Smith, J.R. (1998). The effects of childhood poverty on the life chances of children. *American Sociological Review*, 63, 406-423.
- Engstler, H. (1998). Die Familie im Spiegel der amtlichen Statistik. Lebensformen, Familienstrukturen, wirtschaftliche Situation der Familien und familiendemographische Entwicklung in Deutschland. Bonn: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend.
- Faik, J. (1995). Äquivalenzskalen. Theoretische Erörterung, empirische Herleitung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland. Berlin: Duncker & Humblot.
- Faik, J. (1997). Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfeskala. In: I. Becker & R. Hauser (Hrsg.). *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* (S. 13-42). Frankfurt/New York: Campus.
- Geller, H. (1997). *Kinderreiche Mütter – Lebensentwürfe, Probleme und Perspektiven*. Opladen: Leske + Budrich.
- Gerlach, I. (1996). Familie und staatliches Handeln – Ideologie und politische Praxis in Deutschland. Opladen: Leske + Budrich.
- Habich, R., Heady, B. & Krause, P. (1991). Armut im Reichtum – Ist die Bundesrepublik Deutschland eine Zwei-Drittel-Gesellschaft? In: U. Rendtel & G. Wagner (Hrsg.). *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984* (S. 488-509). Frankfurt/New York: Campus.
- Hauser, R. (1989). Entwicklungstendenzen der Armut in der Bundesrepublik Deutschland. In: D. Döring & R. Hauser (Hrsg.). *Politische Kultur und Sozialpolitik* (S. 117-146). Frankfurt/New York: Campus.
- Hauser, R. (1997). Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und neuen Bundesländern 1990 bis 1995. In: I. Becker & R. Hauser (Hrsg.). *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* (S. 63-82). Frankfurt/New York: Campus.
- Höpfinger, F. (1997). Haushalts- und Familienstrukturen im intereuropäischen Vergleich. In: S. Hradil & S. Immerfall (Hrsg.). *Die westeuropäischen Gesellschaften im Vergleich* (S. 97-138). Opladen: Leske + Budrich.

- Hoffmann, A. (1998). Die soziale Lage ostdeutscher Familien mit Kindern in den Jahren 1990 bis 1993. In: J. Mansel & G. Neubauer (Hrsg.). *Armut und soziale Ungleichheit bei Kindern* (S. 34-53). Opladen: Leske + Budrich.
- Hsiao, C. (1995). Panel analysis for metric data. In: G. Arminger, C.C. Clogg & M.E. Sobel (Hrsg.). *Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences* (S. 361-400). New York/London: Plenum Press.
- Joos, M. (1997). Armutsentwicklung und familiäre Armutsrisiken von Kindern in den neuen und alten Bundesländern. In: U. Otto (Hrsg.). *Aufwachsen in Armut: Erfahrungswelten und soziale Lagen vom Familien armer Kinder* (S. 47-78). Opladen: Leske + Budrich.
- Karsten, M.-E. (1989). Armut und Kinderreichtum: Zur sozialen Lage in kinderreichen Familien. *Blätter der Wohlfahrtspflege*, 136, 330-334.
- Kaufmann, F.-X. (1995). *Zukunft der Familie im vereinten Deutschland: Gesellschaftliche und politische Bedingungen*. München: C.H. Beck.
- Kirmer, E. & Schulz, E. (1991). Die Erwerbsbeteiligung im Lebensverlauf von Frauen in Abhängigkeit von der Kinderzahl. Unterschiede zwischen der Bundesrepublik Deutschland und der ehemaligen Deutschen Demokratischen Republik. In: C. Gather et al. (Hrsg.). *Frauen-Alterssicherung. Lebensläufe von Frauen und ihre Benachteiligung im Alter* (S. 62-79). Berlin: edition sigma.
- Krappmann, L. (1999). Die Rolle der Soziologie im „Kinderbericht“ der Bundesregierung (Zehnter Kinder- und Jugendbericht). *Berliner Journal für Soziologie*, 9, 455-465.
- Lampert, H. (1996a). Zur Lage der Familien und den Aufgaben der Familienpolitik in den neuen Bundesländern. In: R. Hauser (Hrsg.). *Sozialpolitik im vereinten Deutschland III – Familienpolitik, Lohnpolitik und Verteilung* (S. 11-52). Berlin: Duncker & Humblot.
- Lampert, H. (1996b). *Priorität für die Familie – Plädoyer für eine rationale Familienpolitik*. Berlin: Duncker & Humblot.
- Lauterbach, W., Lange, A. & Wüest-Rudin, D. (1999). Familien in prekären Einkommenslagen: Konsequenzen für die Bildungschancen von Kindern in den 80er und 90er Jahren? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 2, 361-383.
- Mansel, J. & Neubauer, G. (1998). Kinderarmut – Armutsrisiko Kinder. In: J. Mansel & G. Neubauer (Hrsg.). *Armut und soziale Ungleichheit bei Kindern* (S. 7-18). Opladen: Leske + Budrich.
- Mayr, T. (2000). Entwicklungsrisiken bei armen und sozial benachteiligten Kindern und die Wirksamkeit früher Hilfen. In: H. Weiß (Hrsg.). *Frühförderung mit Kindern und Familien in Armutslagen* (S. 142-163). München/Basel: Ernst Reinhardt Verlag.
- Neuberger, C. (1997). Auswirkungen elterlicher Arbeitslosigkeit und Armut auf Familien und Kinder: Ein mehrdimensionaler empirisch gestützter Zugang. In: U. Otto (Hrsg.). *Aufwachsen in Armut: Erfahrungswelten und soziale Lagen von Familien armer Kinder* (S. 79-122). Opladen: Leske + Budrich.
- Olk, T. & Mierendorff, J. (1998). Existenzsicherung für Kinder – Zur sozialpolitischen Regulierung von Kindheit im bundesdeutschen Sozialstaat. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*, 18, 38-52.
- Palentien, C., Klocke, A. & Hurrelmann K. (1999). Armut im Kindes- und Jugendalter. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 49, 33-38.
- Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel (1995). *Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) im Jahre 1994. Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 64, 5-15.
- Schicha, C. (1996). *Lebenszusammenhänge kinderreicher Mütter. Individualisierungsprozesse in Partnerschaftsverläufen großer Familien*. Frankfurt: Peter Lang.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2001). *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Fachserie 1, Reihe 3, Haushalte und Familien 1999*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Szydlík, M. (1993). *Arbeitseinkommen und Arbeitsstrukturen. Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland und die Deutsche Demokratische Republik*. Berlin: edition sigma.

- Trappe, H. (1995). Emanzipation oder Zwang? Frauen in der DDR zwischen Beruf, Familie und Sozialpolitik. Berlin: Akademie Verlag.
- Walper, S. (1988). Familiäre Konsequenzen ökonomischer Deprivation. München/Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Weick, S. (1998a). Relative Einkommensarmut von Kindern: Entwicklung und Risikofaktoren im Ost-West-Vergleich. In: P. Flora & H.-H. Noll (Hrsg.). Sozialberichterstattung und Sozialstaatsbeobachtung: Individuelle Wohlfahrt und wohlfahrtsstaatliche Institutionen im Spiegel empirischer Analysen (S. 259-278). Frankfurt/New York: Campus.
- Weick, S. (1998b). Relative Einkommensarmut bei Kindern in Deutschland. Zeitschrift für Familienforschung, 10, 75-102.
- Weiß, H. (2000). Kindliche Entwicklungsgefährdungen im Kontext von Armut, sozialer Benachteiligung und familiärer Vernachlässigung. Erkenntnisse aus medizinischer Sicht, Probleme und Handlungsmöglichkeiten. In: H. Weiß (Hrsg.). Frühförderung mit Kindern und Familien in Armutslagen (S. 50-70). München/Basel: Ernst Reinhardt Verlag.
- Zahn, R. (1999). Die Erwerbsbeteiligung im Familienzusammenhang und ausgewählte Einflussfaktoren – Ergebnisse des Mikrozensus 1997. Wirtschaft und Statistik, 50, 28-38.
- Zander, M. (2000). Kinderarmut und Existenzsicherung im Sozialstaat. In: H. Weiß (Hrsg.). Frühförderung mit Kindern und Familien in Armutslagen (S. 89-102). München/Basel: Ernst Reinhardt Verlag.

Anschrift des Erstautors:

PD Dr. Felix Büchel  
Max-Planck-Institut für Bildungsforschung  
Lentzeallee 94  
14195 Berlin



## Anhang

Tabelle A1: Maßzahlen der Haushaltsnettoeinkommensverteilung, nach Bevölkerungsgruppe und Haushaltstyp (West- und Ostdeutschland: 1984, 1990, 1996)

		Deutsche Haushalte in Westdeutschland				Ausländer-Haushalte in Westdeutschland			
		Paar o. K <sup>1)</sup>	Paar 1 K <sup>2)</sup>	Paar 2 K	Paar 3+K	Paar o. K	Paar 1 K	Paar 2 K	Paar 3+K
1984	Haushaltsnettoeinkommen (Mittelwert)	3137	2842	2987	3229	2640	2353	2529	2441
	Haushaltsnettoeinkommen (Median)	3000	2600	2800	2800	2800	2300	2300	2300
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen <sup>3)</sup> (Mittelwert)	1845	1289	1103	992	1551	1059	934	736
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Median)	1765	1182	1037	857	1647	1045	852	688
	n	362	434	394	97	103	169	234	131
1990	Haushaltsnettoeinkommen (Mittelwert)	3947	3633	3900	4147	3168	2805	3127	3051
	Haushaltsnettoeinkommen (Median)	3800	3200	3500	4000	3000	2600	3000	3078
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Mittelwert)	2318	1643	1440	1250	1864	1271	1158	921
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Median)	2235	1455	1296	1219	1765	1178	1111	938
	n	375	311	283	105	86	120	127	77
1996	Haushaltsnettoeinkommen (Mittelwert)	4967	4450	4897	5512	3559	3721	3518	4393
	Haushaltsnettoeinkommen (Median)	4500	4000	4500	5000	3650	3700	3500	3700
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Mittelwert)	2922	2012	1807	1639	2094	1685	1299	1312
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Median)	2647	1818	1667	1486	2147	1682	1296	1094
	n	365	321	293	97	130	177	191	78

Fortsetzung Tabelle A1

		Haushalte in Ostdeutschland			
		Paar o. K	Paar 1 K	Paar 2 K	Paar 3+K
1984	Haushaltsnettoeinkommen (Mittelwert)	-	-	-	-
	Haushaltsnettoeinkommen (Median)	-	-	-	-
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen <sup>3)</sup> (Mittelwert)	-	-	-	-
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Median)	-	-	-	-
	n	-	-	-	-
1990	Haushaltsnettoeinkommen (Mittelwert)	1712	1855	1936	2040
	Haushaltsnettoeinkommen (Median)	1700	1825	2000	2000
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Mittelwert)	995	842	717	614
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Median)	1000	818	741	594
	n	78	306	363	71
1996	Haushaltsnettoeinkommen (Mittelwert)	3413	3713	3930	3852
	Haushaltsnettoeinkommen (Median)	3390	3600	4000	4135
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Mittelwert)	2008	1686	1456	1178
	Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (Median)	1994	1636	1481	1181
	n	100	172	195	38

Paar ohne Kind: Frau bis 45 Jahre. K: jeweils Kind/er unter 16 Jahren. Äquivalenzgewichte: Haushaltsvorstand = 1; Partner/in = 0,7; Kind/er = 0,5.

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels (Ausländer 1996: Einschließlich Stichprobe D).